

L'énigme de Québec... ou de ses banlieues

Une analyse de géographie électorale

Quebec City's Suburbs Enigma

A Geographical Analysis of Voting Behaviour

Paul Villeneuve, Yvon Jodoin et Marius Thériault

Volume 51, numéro 144, décembre 2007

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/017625ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/017625ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

Département de géographie de l'Université Laval

ISSN

0007-9766 (imprimé)

1708-8968 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Villeneuve, P., Jodoin, Y. & Thériault, M. (2007). L'énigme de Québec... ou de ses banlieues : une analyse de géographie électorale. *Cahiers de géographie du Québec*, 51(144), 375–397. <https://doi.org/10.7202/017625ar>

Résumé de l'article

La population périurbaine de Québec a voté à droite, plus qu'ailleurs au Québec, lors d'élections récentes. Plusieurs facteurs ont été avancés pour expliquer ce phénomène. Nous explorons ici des facteurs géographiques à l'échelle des quartiers de la ville. Le lieu de résidence a-t-il une influence sur les comportements électoraux, indépendamment des caractéristiques sociales des personnes ? Pour répondre à cette question, nous cartographions d'abord le vote fédéral conservateur de 2006, le vote provincial adéquiste de 2003 et le vote municipal de 2005 pour Andrée Boucher. Les trois votes montrent une forte tendance à augmenter du centre vers la périphérie. Nous construisons ensuite trois modèles multivariés dans le but d'identifier les facteurs géographiques et sociaux associés à la variation spatiale de chacun des trois votes. Ces facteurs mesurent la localisation des milieux locaux au sein de la ville et des aspects des modes de vie fortement liés à la configuration spatiale de ces milieux, telles la possession de maisons individuelles et l'utilisation du transport en commun. Nos analyses appuient les résultats obtenus dans d'autres villes qui montrent que le fait de résider en banlieue a une influence considérable sur la propension à voter à droite.

L'énigme de Québec... ou de ses banlieues

Une analyse de géographie électorale

*Quebec City's Suburbs Enigma:
A Geographical Analysis of Voting Behaviour*

Paul VILLENEUVE, Yvon JODOIN et
Marius THÉRIAULT

Université Laval

paul.villeneuve@crad.ulaval.ca

yvon.jodoin.1@ulaval.ca

marius.theriault@crad.ulaval.ca

Résumé

La population périurbaine de Québec a voté à droite, plus qu'ailleurs au Québec, lors d'élections récentes. Plusieurs facteurs ont été avancés pour expliquer ce phénomène. Nous explorons ici des facteurs géographiques à l'échelle des quartiers de la ville. Le lieu de résidence a-t-il une influence sur les comportements électoraux, indépendamment des caractéristiques sociales des personnes? Pour répondre à cette question, nous cartographions d'abord le vote fédéral conservateur de 2006, le vote provincial adéquiste de 2003 et le vote municipal de 2005 pour Andrée Boucher. Les trois votes montrent une forte tendance à augmenter du centre vers la périphérie. Nous construisons ensuite trois modèles multivariés dans le but d'identifier les facteurs géographiques et sociaux associés à la variation spatiale de chacun des trois votes. Ces facteurs mesurent la localisation des milieux locaux au sein de la ville et des aspects des modes de vie fortement liés à la configuration spatiale de ces milieux, telles la possession de maisons individuelles et l'utilisation du transport en commun. Nos analyses appuient les résultats obtenus dans d'autres villes qui montrent que le fait de résider en banlieue a une influence considérable sur la propension à voter à droite.

Mots-clés

Comportements électoraux, effets de voisinage, ville de Québec, modélisation spatiale, modes de vie, quartiers centraux, banlieues

Abstract

Voters in the suburbs of Quebec City have recently supported right wing parties and candidates more than elsewhere in Quebec. A number of explanations have been advanced to account for this behaviour. Here, we explore geographical factors at the neighbourhood scale. We first ask whether residential location may have an influence on voting behaviour, independent of the social attributes of the residents. We then explore this hypothesis by mapping the federal conservative vote of 2006, the provincial ADQ vote of 2003 and the municipal vote for Andrée Boucher, an independent candidate elected mayor in 2005. The three votes show a strong tendency for right wing support to increase from the center towards the periphery. Multivariate models are then proposed in order to account for the spatial variation of these votes. In the models, the location of neighbourhood units and aspects of their modes of living, such as owning single family houses or using public transit, are measured. Our results support findings in other urban agglomerations where it has been found that suburban living exerts a considerable influence on the propensity to vote on the right.

Keywords

Electoral behaviour, neighbourhood effects, Quebec City, spatial modelling, modes of living, inner city neighbourhoods, suburbs



Québec, cette ville vénérable, quatre fois centenaire, se permet des écarts de conduite au plan des comportements électoraux. En janvier 2006, elle se distingue du reste du Québec et élit plusieurs députés conservateurs à Ottawa. Deux mois auparavant, la nouvelle ville de Québec, élargie à la suite d'une profonde restructuration municipale, avait élu à la mairie une candidate indépendante, qui a fait campagne seule, presque sans financement, et dont le principal fait d'armes avait été son opposition à la mise en place de la nouvelle ville. Au printemps 2003, et à nouveau en 2007, lors d'élections provinciales, la ville (plus exactement sa partie périurbaine) a voté, plus qu'ailleurs, pour l'Action démocratique du Québec, un parti réputé de droite. Ces comportements électoraux font couler beaucoup d'encre. On les qualifie d'*énigme* ou de *mystère* de Québec. Déjà au référendum de 1995, les gens de Québec avaient moins appuyé la souveraineté qu'ailleurs au Québec. C'est d'ailleurs en référence à ce comportement que l'expression *l'énigme de Québec* est employée pour la première fois (Gagné et Langlois, 2005). Certains y voient un signe de pragmatisme de la part d'une population qui vit dans une ville gouvernementale (Langlois, 2006 ; Pelletier, 2006) ; d'autres voient dans ces votes une réaction populiste ancrée de longue date dans les clivages qui opposent haute ville et basse ville, secteur public et secteur privé, scolarisés et ceux qui le sont moins (Lemieux, 2006). Chaque nouvelle explication contribue à réduire le caractère énigmatique de ces comportements. Nous explorons dans le présent article le rôle possible de certains facteurs géographiques.

Pour arriver à mieux comprendre la propension des banlieusards de Québec à voter à droite plus qu'ailleurs au Québec, des analyses peuvent être menées à deux échelles géographiques. Premièrement, il serait possible de procéder à une analyse à l'échelle de l'ensemble du Québec. Le vote des banlieues de Québec serait alors comparé au vote des autres régions et des hypothèses pourraient être faites sur les facteurs capables de rendre compte des écarts entre Québec et les autres régions. Deuxièmement, il est possible d'analyser les variations spatiales du vote à *l'intérieur* de la ville de Québec aux trois niveaux de gouvernement, afin d'explorer des aspects de la construction territoriale fine du vote de droite. C'est la voie que nous empruntons ici. Elle permet de caractériser très localement les comportements selon les unités de voisinage qui composent la ville. Elle permet surtout de relier les interprétations fournies par les spécialistes locaux aux hypothèses formulées récemment dans la littérature sur une possible polarisation politique, ancrée dans des modes de vie différents, et qui opposerait de plus en plus fortement quartiers centraux et banlieues (Walks, 2006). Si nous découvrons que ce sont surtout les banlieues de Québec qui votent à droite, nous serons peut-être en mesure de conclure que *l'énigme de Québec* est, d'abord, l'énigme de ses banlieues, une manière de mieux circonscrire la question.

Afin de jeter un peu de lumière sur certains aspects du *mystère de Québec*, nous procédons à une analyse spatiale détaillée du vote réputé de droite lors des dernières élections fédérale, provinciale et municipale. Bien que la tradition politique du populisme fiscal à laquelle appartient Andrée Boucher ne relève pas uniquement d'une idéologie de droite (Belley, 2003 : 220), nous proposons d'analyser aussi le vote accordé à cette candidate afin de bien cerner le profil des quartiers qui constituent son électorat, comparativement à l'électorat conservateur et adéquiste. D'abord, nous formulons des hypothèses susceptibles d'expliquer les variations géographiques du vote au sein de la ville de Québec. À cette fin, nous nous inspirons des interprétations mises de l'avant par les observateurs locaux et d'études récentes de géographie électorale menées dans d'autres villes. Ensuite, nous présentons la démarche d'analyse

écologique suivie pour tester ces hypothèses, en insistant sur les avantages et les limites d'une telle démarche. Enfin, nous analysons les corrélations écologiques entre les votes conservateur, adéquiste et pour Andrée Boucher et proposons un modèle explicatif multivarié pour chacun des trois votes.

Comportements électoraux et localisation : aspects génériques et spécifiques

Le poids des facteurs sociodémographiques dans l'explication des comportements électoraux individuels ne fait aucun doute. L'appui apporté aux partis politiques tend à varier de façon significative selon plusieurs facteurs démographiques et sociaux, dont l'âge, le sexe, la scolarité, la profession et le revenu (Johnston *et al.*, 2004). Cependant, les liens entre ces variables et la propension à voter plutôt à droite ou plutôt à gauche varient eux-mêmes dans le temps et dans l'espace et ces variations s'expliqueraient par des variables se rapportant aux attitudes (Gidengil *et al.*, 2005). Comment se forment les attitudes politiques? La localisation géographique joue-t-elle un rôle, indépendamment des facteurs sociodémographiques? Au Canada, comme le note Walks (2004 : 275), la recherche sur les aspects géographiques des comportements électoraux a presque exclusivement porté sur la question des régionalismes. La métropolisation du pays incite maintenant à considérer d'autres échelles géographiques. Que se passe-t-il au sein des métropoles? Les divers milieux qui composent l'espace métropolitain diffèrent-ils au plan des comportements électoraux? Des hypothèses communes aux divers espaces métropolitains et d'autres spécifiques à Québec sont proposées en guise de réponses possibles à ces questions.

Au moins quatre hypothèses génériques sont proposées pour expliquer les rapports possibles entre les comportements électoraux et la localisation géographique au sein des agglomérations urbaines. Nous nous limiterons ici à les identifier. Elle sont explicitées ailleurs (Jodoin *et al.*, 2007). Une première hypothèse, celle dite de *conversion par conversation*, suggère que la communication interindividuelle au sein des réseaux sociaux locaux homogénéise les attitudes politiques parmi des personnes pouvant avoir des traits sociodémographiques différents (Cox, 1969). Une deuxième, celle de la sélection géographique par la mobilité résidentielle, correspond au dicton « qui se ressemble s'assemble » (Walks, 2006). Une troisième porte sur les modes de consommation qui peuvent être plutôt collectifs ou plutôt privés, les personnes privilégiant des modes similaires se retrouveraient dans les mêmes quartiers et voteraient de façon semblable (Ley, 1994). Enfin, une quatrième hypothèse suggère que les formes sociospatiales peuvent conditionner les attitudes politiques, les personnes exposées quotidiennement à un milieu social spécifique risquant d'absorber les valeurs de ce milieu, indépendamment du processus de conversion par conversation (Burbank, 1995).

Ces quatre hypothèses sont mises à contribution pour expliquer la différenciation spatiale du vote au sein des agglomérations urbaines. Par exemple, Walks (2004) montre que, non seulement les comportements électoraux des quartiers centraux et des banlieues divergent au Canada, mais que cette divergence s'accroît de 1965 à 2000 et que le poids de la variable lieu de résidence, comparé au poids des attributs sociaux des électeurs, augmente également lorsqu'il s'agit de rendre compte de cette divergence à l'aide de modèles multivariés. Pendant cette période, les résidents des quartiers centraux montrent une propension grandissante à voter à gauche pendant

que ceux des banlieues sont de plus en plus portés à voter à droite. Ceci suggère qu'il y aurait quelque chose d'inhérent au processus de suburbanisation qui pousserait les banlieusards à droite tandis que l'évolution des quartiers centraux pousserait les urbains à gauche. Les banlieues ne voteraient toutefois pas aussi à droite que les régions rurales, du moins aux États-Unis (Walks, 2004 : 272).

Selon les hypothèses génériques qui viennent d'être évoquées, nous devrions nous attendre à un vote à droite plus élevé en banlieue qu'au centre, au sein de la ville de Québec. De surcroît, un bref survol des résultats des dernières élections montre que les banlieusards de Québec ont voté à droite plus fortement encore que les autres banlieusards du Québec. Des hypothèses spécifiques à Québec peuvent-elles expliquer ce fait ? Certains suggèrent que l'évolution sociopolitique de la grande région de Québec recèle un courant conservateur et populiste de droite significatif (Lemieux, 2006 ; Pelletier, 2006). Le populisme fiscal des banlieues de Québec (Belley, 2003) a des racines profondes. Des indices à ce sujet remontent assez loin dans l'histoire régionale. Par exemple, au milieu du XIX^e siècle, les gens refusent de payer de nouvelles taxes scolaires, surtout dans la Beauce, Dorchester, Portneuf et Lotbinière, qui deviennent au XX^e siècle les châteaux forts du Crédit social (Ferron, 1982 : 219) et, plus récemment, ceux de l'ADQ. Pendant la crise des années 1930, Joseph-Ernest Grégoire, qui adhéra au Crédit social en 1938 et devint par la suite vice-président de l'Association du Crédit social du Canada, avait été maire de Québec de 1934 à 1938 et député de Montmagny pour l'Action libérale nationale en 1935 et pour l'Union nationale de 1936 à 1939 (Provencher, 1969). Ces brefs indices suggèrent un certain nombre de pistes qu'il faudra éventuellement explorer. Si le milieu périurbain se différencie présentement du milieu urbain, comme les hypothèses génériques ci-haut le laissent à entendre, il serait fort possible, cependant, qu'il se rapproche du milieu rural qui l'entoure, ce rapprochement étant d'autant plus marqué à Québec que la continuité culturelle entre l'agglomération et les campagnes environnantes y est forte. En effet, Québec est la moins cosmopolite des grandes villes canadiennes (Pelletier, 2006) essentiellement parce qu'elle se nourrit depuis la deuxième moitié du XIX^e siècle de l'exode rural en provenance de ces campagnes (St-Hilaire et Marcoux, 2001). Dans un autre registre, la présence militaire à Valcartier, elle aussi héritière d'une longue tradition, pourrait bien être associée au fait que la banlieue nord-ouest de la ville est celle qui a voté le plus à droite récemment, comme nous le verrons plus bas.

Comment mesurer les effets de voisinage ?

Dans nos analyses, nous ne considérerons pas directement les divers processus qui produiraient des effets de voisinage capables d'influencer, à échelle très locale, les comportements électoraux. Nous allons plutôt nous assurer de l'existence ou non de ces effets de voisinage. Si nous montrons qu'ils existent, nous serons en mesure de conclure que nous ne pouvons pas rejeter la possibilité qu'ils soient produits par les diverses hypothèses génériques et spécifiques qui viennent d'être évoquées.

Pour vérifier l'existence ou non des effets de voisinage, il nous faut montrer que la localisation résidentielle a un effet sur les comportements électoraux, qui est indépendant des attributs sociodémographiques des personnes. À cette fin, nous proposons d'utiliser les données se rapportant aux plus petites unités spatiales disponibles, soit celles compilées à l'échelle des sections de vote pour ce qui est des comportements

électoraux, et à l'échelle des aires de diffusion du recensement canadien pour ce qui est des variables sociodémographiques (tableau 1). Le territoire étudié est celui de la ville de Québec dans ses nouvelles limites, soit celles de janvier 2005, qui correspondent à celles de l'ancienne Communauté urbaine de Québec moins les deux municipalités *défusionnées* de L'Ancienne-Lorette et de Saint-Augustin. Ce territoire est découpé en 978 sections de vote au niveau fédéral, en 1272 sections au niveau provincial, et en 107 unités spatiales au niveau municipal. Les sections fédérales comptent chacune en moyenne 400 électeurs, les sections provinciales en comptent en moyenne 300 et les unités spatiales du niveau municipal en comptent 3587. Les 584 sections municipales ont en effet été regroupées en 107 unités spatiales lors de la compilation électronique du vote pendant l'élection de novembre 2005. La perte des totalisations au niveau des sections de vote constitue un des aspects malheureux de cette expérience de votation électronique.

Afin de tester les effets de la localisation et des modes de vie associés à la localisation, nous définissons cinq indicateurs, qui évoquent indirectement les processus explicatifs esquissés plus haut. Nous postulons qu'ils influencent la propension d'un milieu local, c'est-à-dire d'une section de vote, à voter plutôt à droite ou plutôt à gauche. Un premier indicateur porte sur le degré de suburbanisation de chacune des sections de vote. Il se compose de trois variables montrant des saturations fortes sur un seul facteur qui explique 92 % de la variance lors d'une analyse factorielle: le pourcentage de propriétaires (0,962), le pourcentage de maisons individuelles (0,963) et le pourcentage de ménages unifamiliaux (0,950). Nous faisons l'hypothèse que plus la note obtenue par une section de vote sur ce facteur est élevée, plus cette section a tendance à montrer un pourcentage marqué de vote à droite. Un deuxième indicateur porte sur la densité des électeurs (nombre d'électeurs par kilomètre carré). Plus cette densité est élevée dans une section, moins celle-ci aurait tendance, par hypothèse, à voter à droite. Comme le nombre et la configuration des sections de vote varient d'un niveau à l'autre, les densités varient aussi: fédéral (moyenne = 4260; écart-type = 5272); provincial (moyenne = 4517; écart-type = 6531); municipal (moyenne = 2988; écart-type = 2467). L'indicateur suivant localise les sections de vote par rapport au centre de l'agglomération défini comme étant la colline parlementaire. Il s'agit de la distance (km) en ligne droite entre la colline parlementaire et le centroïde de chaque section. Plus une section de vote est éloignée de la colline parlementaire, plus elle devrait avoir tendance à voter à droite. Les deux derniers indicateurs cherchent aussi à mesurer un aspect du mode de vie assez lié à la localisation. Il s'agit du pourcentage d'hommes et du pourcentage de femmes qui utilisent le transport en commun pour aller au travail (tableau 1). Plus ces pourcentages sont élevés dans une section de vote, moins celle-ci devrait voter à droite.

Pour déterminer si chacun de ces indicateurs a une influence autonome sur la propension des milieux locaux à voter à droite, il faut que l'influence de ces indicateurs sur le vote reste significative lorsque l'influence d'autres types d'indicateurs est contrôlée. Au moins deux groupes d'indicateurs sont dans ce cas. Le premier est constitué des variables sociodémographiques mentionnées plus haut: le pourcentage de femmes dans chaque section, les pourcentages de personnes entre 25 et 44 ans et de 65 ans et plus, le revenu personnel moyen, les pourcentages de diplômés universitaires, du collégial et du secondaire, ainsi que les pourcentages d'hommes et de femmes occupant un emploi dans l'administration publique. Ces variables sont définies au tableau 1.



Tableau 1 Définition des variables indépendantes

Variables indépendantes	Définition (*données intégrales (100 %) ; **données-échantillons (20 %))
% de femmes Moyenne : 52,2 ; écart-type : 4,8	Nombre de personnes de sexe féminin sur la population totale*
% de 25 à 44 ans Moyenne : 28,8 ; écart-type : 8,1	Nombre de personnes âgées de 25 à 44 ans sur la population totale*
% de 65 ans et plus Moyenne : 15,1 ; écart-type : 12,4	Nombre de personnes de 65 ans et plus sur la population totale*
Revenu personnel moyen (millier \$) Moyenne : 27,0 ; écart-type : 9,4	Revenu moyen en 2000 de la population totale de 15 ans et plus**
% de diplômés universitaires Moyenne : 19,9 ; écart-type : 15,2	Nombre de personnes dont le plus haut niveau de scolarité atteint est un certificat ou un diplôme supérieur d'études universitaires sur la population totale de 20 ans et plus**
% de DEC Moyenne : 18,4 ; écart-type : 7,2	Nombre de personnes dont le plus haut niveau de scolarité atteint est un certificat ou un diplôme d'études collégial sur la population totale de 20 ans et plus**
% de DES Moyenne : 18,0 ; écart-type : 7,6	Nombre de personnes dont le plus haut niveau de scolarité atteint est un certificat d'études secondaires sur la population totale de 20 ans et plus**
% de ménages unifamiliaux Moyenne : 63,1 ; écart-type : 20,6	Nombre de ménages unifamiliaux sur le nombre total de ménages privés*
% de maisons unifamiliales Moyenne : 40,3 ; écart-type : 35,1	Nombre de maisons individuelles non attenantes sur le nombre total de logements privés occupés*
% de propriétaires Moyenne : 54,9 ; écart-type : 32,5	Nombre de logements possédés sur le nombre total de logements privés occupés**
% d'hommes travaillant dans l'administration publique Moyenne : 14,6 ; écart-type : 9,7	Nombre d'hommes travaillant dans l'administration publique sur le nombre de femmes actives de 15 ans et plus**
% de femmes travaillant dans l'administration publique Moyenne : 13,9 ; écart-type : 9,1	Nombre de femmes travaillant dans l'administration publique sur le nombre d'hommes actifs de 15 ans et plus**
% d'hommes utilisant les transports en commun Moyenne : 10,3 ; écart-type : 8,7	Nombre d'hommes dont le principal moyen de transport pour se déplacer entre le domicile et le lieu de travail est le transport en commun sur la population active occupée totale de 15 ans et plus selon le mode de transport**
% de femmes utilisant les transports en commun Moyenne : 16,4 ; écart-type : 12,5	Nombre de femmes dont le principal moyen de transport pour se déplacer entre le domicile et le lieu de travail est le transport en commun sur la population active occupée totale de 15 ans et plus selon le mode de transport**

Le deuxième groupe d'indicateurs mesure indirectement des aspects propres à chaque circonscription électorale, dont la notoriété des candidats et des candidates ainsi que la qualité de l'organisation des partis. Nous utilisons la technique des variables binaires à cette fin. La logique est la suivante : si une partie de la variation spatiale du vote est due à des aspects spécifiques à une circonscription, tels que ceux qui viennent d'être mentionnés, le fait de créer une variable sur laquelle seront codées «1» toutes les sections de vote de cette circonscription, et «0» toutes les autres, donne un coefficient de régression qui mesure l'écart moyen entre le niveau de vote de cette circonscription et celui de la circonscription retenue comme référence. Cette procédure permet, entre autres, de réduire l'autocorrélation spatiale.

Autocorrélation et dérive spatiales

Il faut souligner que l'autocorrélation spatiale positive, définie simplement comme la tendance à se ressembler qu'ont les observations proches les unes des autres dans l'espace, entretient des liens forts avec le phénomène des effets de voisinage qui nous intéresse ici. La question qui se pose concerne la portée dans l'espace de ces effets de voisinage. Si les sections voisines ont tendance à présenter des pourcentages de vote similaires, donc une forte autocorrélation spatiale positive, ceci peut être dû au fait qu'elles ont aussi des valeurs similaires sur les variables explicatrices de nos trois groupes, sans que cela soit dû à leur proximité. Dans ce cas, les résidus du modèle de régression ne devraient plus présenter d'autocorrélation spatiale. Si celle-ci est encore présente, ceci peut vouloir dire au moins deux choses.

Premièrement, ceci peut signifier que les effets de voisinage ont une portée géographique plus grande que celle de la taille des sections de vote. L'analyse de cet aspect fort important déborde le cadre de notre étude. Deuxièmement, ceci peut signifier que les relations entre la variable dépendante (le pourcentage de vote exprimé) et les variables indépendantes ne sont pas stationnaires dans l'espace. En d'autres termes, les coefficients de régression qui décrivent ces relations peuvent eux-mêmes varier, ou dériver, d'un lieu à l'autre au sein du territoire étudié (Fotheringham, 1997). Dans le cas qui nous occupe, la distance du centre de l'agglomération constitue le principal vecteur susceptible d'introduire une dérive spatiale des coefficients. La question peut être posée de la façon suivante : l'effet d'une variable qui influence le vote, disons l'âge, est-il lui-même influencé par la distance du centre ? Une des façons les plus simples de tenter de répondre à cette question consiste à former des variables dites d'«interaction» (Jaccard *et al.*, 1990). Techniquement, il s'agira ici de multiplier chacune des variables des groupes 1 et 2 par la distance, après avoir centré chacune d'elles afin de contrer la multicollinéarité. Cette prise en compte des effets d'interaction devrait contribuer à réduire le niveau d'autocorrélation spatiale en permettant une meilleure spécification des rapports complexes entre le vote et les facteurs qui l'influencent.

Avantages et limites de la modélisation écologique

Nous construisons ici des modèles de régression multiple linéaire portant sur des variables qui qualifient des territoires. La variable dépendante est le pourcentage de vote accordé à un parti réputé de droite et les variables indépendantes composent quatre groupes : le groupe qualifiant la localisation et les modes de vie, dont nous

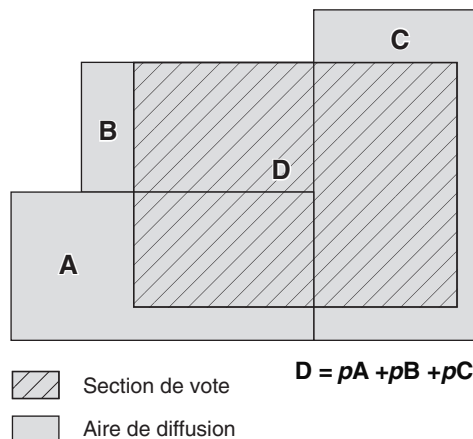


voulons mesurer les effets; deux groupes contrôles : les variables sociodémographiques et les circonscriptions électorales; et un groupe de variables d'interaction. Bien que nos unités spatiales soient petites (elles renferment chacune environ 400 électeurs au fédéral et 300 au provincial) notre approche présente tous les avantages et toutes les limites propres aux relations établies à partir de données agrégées sur une base territoriale. La couverture complète du territoire à échelle très locale et la mesure des comportements en termes de tous les votes exprimés plutôt qu'en termes d'intentions de vote constituent les principaux avantages.

Du côté des limites, il faut souligner avec force que les relations entre variables dites *écologiques*, qui sont établies en utilisant des agrégats territoriaux, les sections de vote, ne peuvent en aucun cas donner lieu à des inférences au niveau des individus. Une corrélation écologique calculée sur les sections de vote entre le pourcentage de femmes et le pourcentage du vote conservateur, qui est positive et significative, autorise à conclure que dans les milieux locaux où le pourcentage de femmes est élevé, le pourcentage de votes accordé aux conservateurs a aussi tendance à l'être, mais n'autorise pas à conclure que les femmes ont tendance à voter conservateur car il y a toujours une possibilité que dans une section de vote où il y a un fort pourcentage de femmes, ce soit surtout les hommes qui ont voté massivement conservateur. Lors de la description des modèles multivariés, nous utiliserons quelquefois un vocabulaire qui pourra paraître causaliste. Au sens strict, ces modèles permettent d'identifier des covariations entre variables. Ce n'est que de façon hypothétique qu'une covariation est traitée comme une cause (Boudon, 1970).

Une autre difficulté souvent rencontrée dans l'analyse écologique concerne le fait que les variables sont obtenues pour des découpages territoriaux différents. Ici, le pourcentage de votes, la distance, la densité et les circonscriptions se rapportent aux sections de vote tandis que les autres variables se rapportent aux aires de diffusions. Plusieurs techniques existent pour coupler des variables n'ayant pas la même géoréférence. Après quelques essais, nous avons opté pour celle donnant les meilleurs résultats, qu'on peut appeler technique des affectations proportionnelles (figure 1).

Figure 1 Technique d'affectation proportionnelle

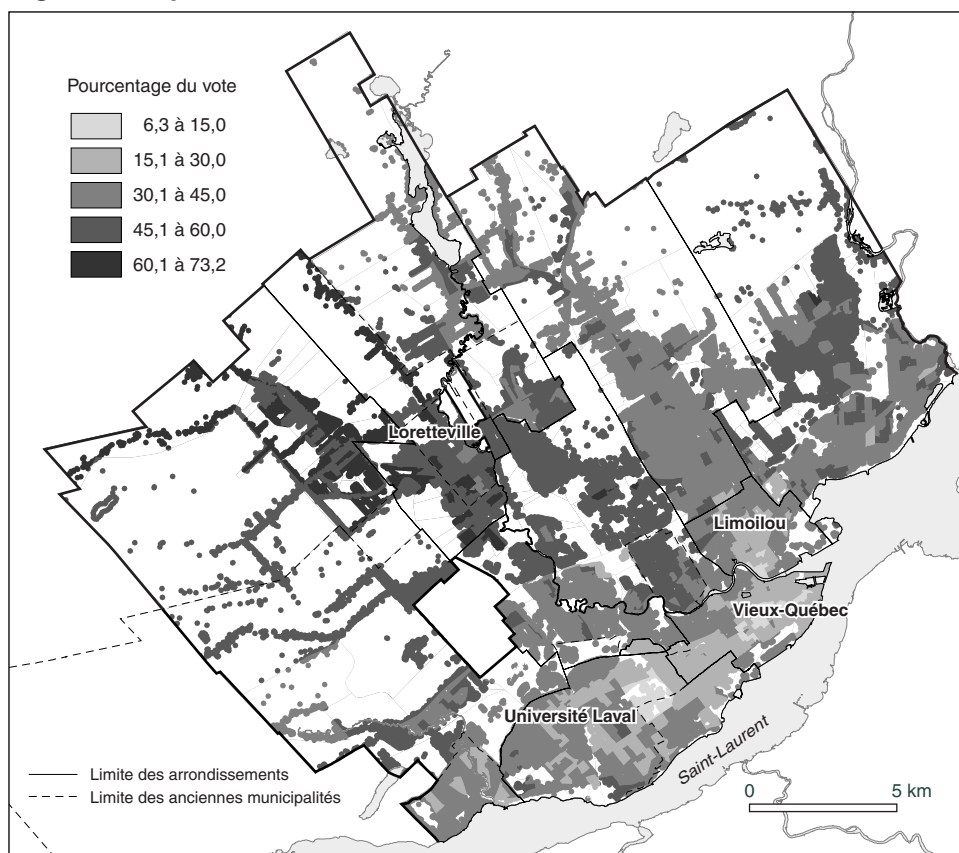


Elle consiste à attribuer à une section de vote, pour une variable mesurée au niveau des aires de diffusion, une valeur moyenne pondérée. La moyenne est prise sur les valeurs de toutes les aires de diffusion en intersection avec la section de vote, pondérées par la superficie de l'intersection, le territoire considéré se limitant à l'écoumène.

Y a-t-il association spatiale entre le vote au fédéral, au provincial et au municipal ?

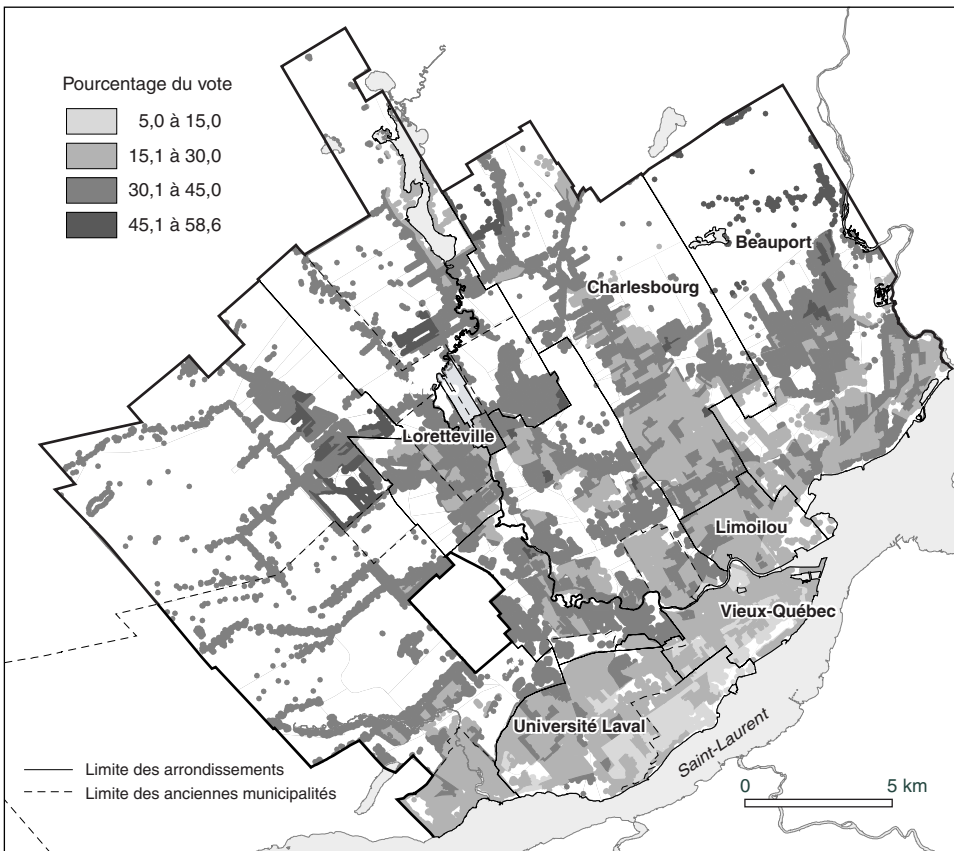
Bien que les sondages montrent que les clientèles du parti conservateur, de l'ADQ et d'Andrée Boucher ne sont pas identiques, il est intéressant de voir à quel point il y aurait association spatiale entre les trois. Si une telle association existe et, surtout, si elle s'exprime sous la forme d'une différenciation entre les quartiers centraux et les quartiers périurbains, nous aurons là un premier indice d'une polarisation spatiale multiniveau des orientations politiques. Nous avons d'abord cartographié le vote accordé aux conservateurs, aux adéquistes et à Andrée Boucher (figures 2, 3 et 4) en limitant la représentation du phénomène au territoire occupé par l'activité humaine moins les terres cultivées, les friches et la forêt. Ce mode de représentation révèle la forte fragmentation de l'habitat en dehors des deux grands corridors urbains allant du Vieux-Québec vers Sainte-Foy et Charlesbourg.

Figure 2 Répartition du vote conservateur



Les suffrages obtenus par les conservateurs en janvier 2006 atteignent 39% pour l'ensemble de la ville avec des variations très fortes, entre 6 et 73 %, parmi les sections de vote. L'incidence du vote conservateur est la plus forte dans l'axe fragmenté Québec-Loretteville. Elle est la plus faible au cœur de l'agglomération, dans une zone s'étendant de l'Université Laval à Limoilou en passant par le Vieux-Québec.

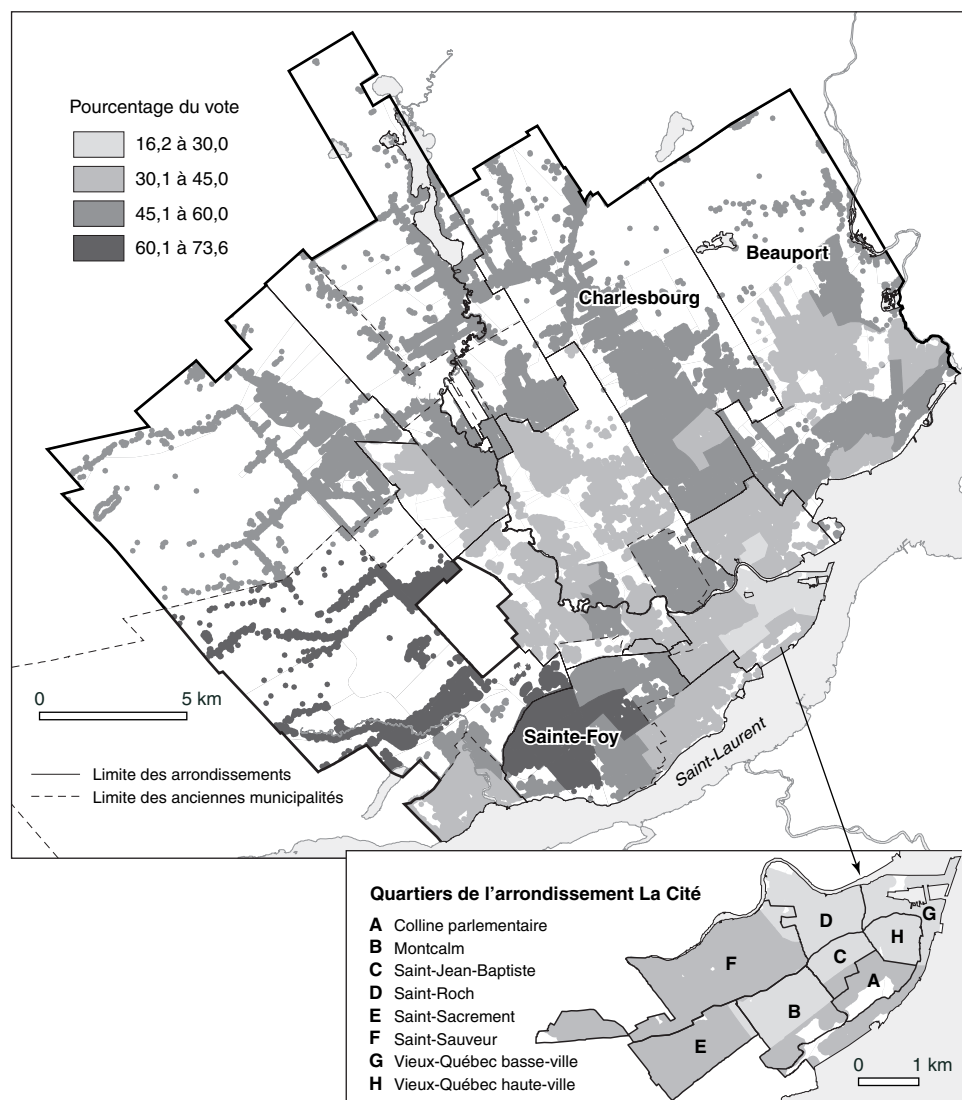
Figure 3 Répartition du vote adéquiste



Assez distinctement, il se dessine un effet centre-périphérie mais aussi un effet d'axe dans la répartition du vote conservateur. Le vote adéquiste lors de l'élection provinciale de 2003 est en moyenne plus faible que le vote conservateur lors de l'élection fédérale de 2006 (on trouvera chez Jodoin *et al.*, 2007, une analyse du vote adéquiste de 2007). Il est en effet de 28 % pour l'ensemble de la ville de Québec avec des variations allant de 5 à 59 % parmi les sections de vote. Ici également l'incidence du vote adéquiste est plus prononcée dans la zone nord-ouest de la ville, mais elle l'est aussi vers le nord et vers l'est. L'incidence la plus faible, quant à elle, occupe la partie sud du plateau de Québec, nettement la zone des quartiers les plus favorisés de la ville. Le vote accordé à Andrée Boucher lors de l'élection municipale de 2005 se situe à 44 % pour l'ensemble de la ville et varie de 16 à 74 % parmi les unités spatiales. L'incidence la plus forte se situe dans la partie ouest de Sainte-Foy et dans l'arrondissement

Laurentien, traduisant sans doute la notoriété de la candidate dans cette partie de la ville. L'incidence la plus faible se situe dans les quartiers les plus centraux le Vieux-Québec haute-ville et basse-ville, Saint-Roch, Saint-Sauveur, Saint-Jean-Baptiste et une partie de Montcalm et de Limoilou.

Figure 4 Répartition du vote accordé à Andrée Boucher



À quel point les trois votes sont-ils associés dans l'espace? Visuellement, les trois patterns semblent se ressembler, mais dans quelle mesure? Le calcul d'un indice de corrélation simple entre les cartes prises deux à deux peut aider à répondre à cette question. Une difficulté considérable se présente toutefois : le nombre et la forme des unités spatiales varient d'une carte à l'autre. Nous aurions pu utiliser la technique de l'affectation proportionnelle mais, comme le but est limité à préciser quelque peu

l'effet visuel, une façon simple consiste, pour chaque paire de cartes, à coupler le centroïde d'une section de vote d'une des cartes à la section de vote où il se localise sur l'autre carte et à répéter ensuite dans le sens contraire. L'application de cette technique suggère que le vote adéquiste et le vote conservateur montrent la plus forte association spatiale ($r = 0,608$; $n = 1272$; $p < 0,001$ et $r = 0,619$; $n = 978$; $p < 0,001$). Le vote conservateur et le vote pour Andrée Boucher montrent une association un peu plus faible ($r = 0,427$; $n = 978$; $p < 0,001$ et $r = 0,510$; $n = 107$; $p < 0,001$). Quant à l'association entre le vote adéquiste et le vote pour Andrée Boucher, elle est la plus faible des trois quoique toujours significative ($r = 0,336$; $n = 1272$; $p < 0,001$ et $r = 0,297$; $n = 107$; $p < 0,01$). Ces divers niveaux de corrélation entre les trois votes laissent présager des similitudes, mais aussi des différences, entre les facteurs capables de rendre compte de la variation spatiale du vote. Des analyses de régression multiple permettent d'investiguer ces similitudes et ces différences.

Modélisation du vote conservateur

Un premier modèle tente de rendre compte de la variation spatiale du vote conservateur (tableau 2). Dans ce modèle, le pourcentage des suffrages accordés au parti conservateur dans chacune des 978 sections de vote constitue la variable dépendante. Les variables indépendantes sont regroupées selon les quatre blocs identifiés plus haut. Le modèle rend compte de plus des trois-quarts de la variation spatiale du vote conservateur (R^2 ajusté = 0,768). De plus, la distribution normale et aléatoire des résidus, la faible multicollinéarité, la réduction sensible de l'autocorrélation spatiale (le I de Moran passe de 1,006 dans la variable dépendante à 0,156 dans les résidus du modèle) et le test du *bootstrap* (75 % des observations, 1000 reproductions) confirment la solidité du modèle. Ce sont en fait les résultats du *bootstrap* qui sont présentés au tableau 2, ainsi qu'aux tableaux 3 et 4, les variables non significatives étant incluses à des fins de comparaison avec le modèle portant sur le vote adéquiste.

Le premier bloc de variables sert à contrôler les effets particuliers à chaque circonscription. Six circonscriptions fédérales occupent le territoire de la ville de Québec (figure 5). Afin de tenir compte de cette variation entre les circonscriptions, qui peut être attribuable à des facteurs autres que les effets de voisinage, nous créons une variable binaire pour chaque circonscription.

Nous choisissons Louis-Saint-Laurent, qui a le pourcentage le plus élevé, comme circonscription de référence. Dès lors, les coefficients de régression, tous fortement significatifs, des cinq autres circonscriptions mesurent l'écart entre Louis-Saint-Laurent et chacune des autres. Par exemple, une section localisée dans Beauport-Limoilou reçoit en moyenne 10 % moins de vote qu'une section localisée dans Louis-Saint-Laurent.

Le deuxième bloc de variables concerne les attributs sociaux des sections de vote susceptibles d'expliquer une partie de la variation spatiale des suffrages. Ici, le sexe et l'âge n'ont pas d'influence significative. En revanche, le revenu personnel moyen et le pourcentage de diplômés universitaires exercent une influence marquée, positive pour le premier, négative pour le second. Le pourcentage de personnes ayant seulement un diplôme d'étude secondaire montre aussi une influence positive, mais moins marquée.

Tableau 2 Modélisation du vote conservateur

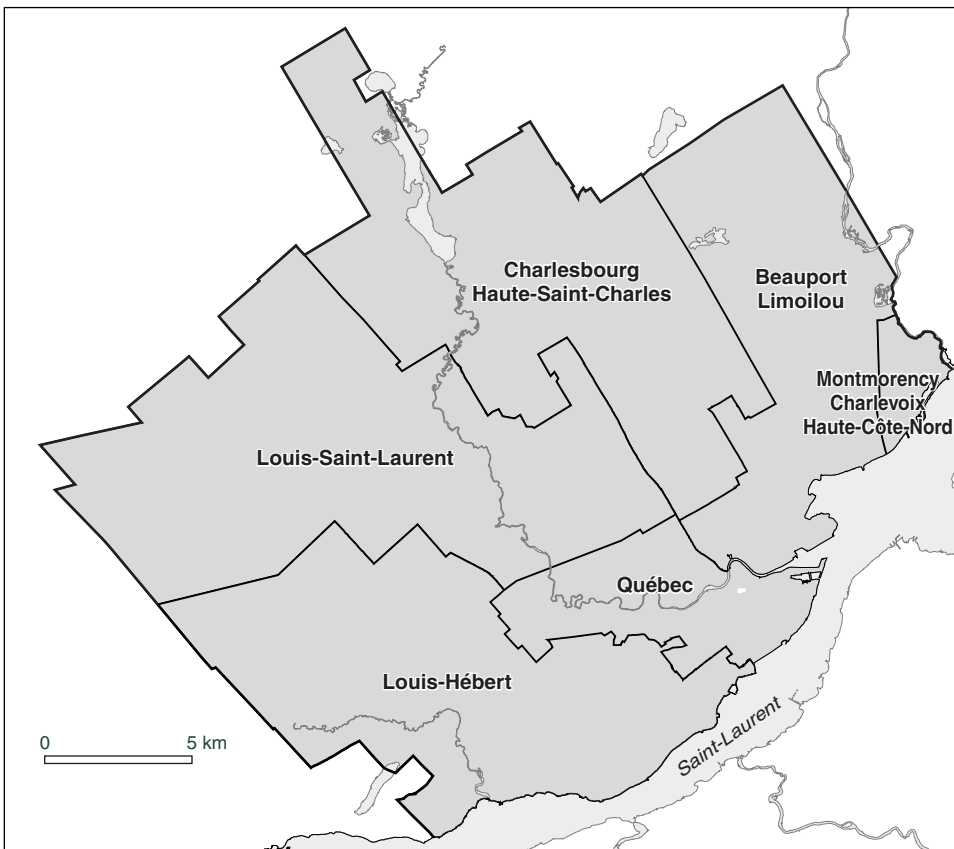
N = 978 ; R ² = 0,768				
Variables indépendantes	B	Erreur-type	z	P > z
Circonscription (ref : Louis-Saint-Laurent)				
Constante	47,395	5,841	8,11	< 0,001
Beauport-Limoilou	-10,074	0,961	-10,48	< 0,001
Charlesbourg – Haute-Saint-Charles	-12,723	0,818	-15,55	< 0,001
Louis-Hébert	-13,918	1,185	-11,74	< 0,001
Montmorency – Charlesbourg – Haute-Côte-Nord	-13,972	1,384	-10,09	< 0,001
Québec	-10,066	1,072	-9,39	< 0,001
Attributs sociaux				
% de femmes	0,072	0,101	0,71	0,475
% de 25 à 44 ans	0,059	0,065	0,91	0,365
% de 65 ans et plus	-0,043	0,048	-0,89	0,373
Revenu personnel moyen	0,192	0,076	2,53	0,011
% de diplômés universitaires	-0,237	0,050	-4,76	< 0,001
% de DEC	-0,070	0,043	-1,63	0,103
% de DES	0,112	0,056	2,00	0,046
% d'hommes en administration publique	0,012	0,036	0,33	0,744
% de femmes en administration publique	-0,094	0,035	-2,67	0,008
Localisation et mode de vie				
Degré de périurbanisation	1,635	0,495	3,30	0,001
Densité des électeurs	0,132	0,124	1,07	0,286
Distance du centre-ville	0,857	0,135	6,36	< 0,001
% d'hommes utilisant le transport en commun	-0,093	0,041	-2,26	0,024
% de femmes utilisant le transport en commun	-0,057	0,029	-1,96	0,050
Interactions : distance du centre-ville				
x % de 25 à 44 ans	0,066	0,013	5,07	< 0,001
x % de 65 ans et plus	0,029	0,011	2,73	0,006
x Revenu personnel moyen	-0,028	0,020	-1,41	0,158
x % de diplômés universitaires	0,020	0,015	1,70	0,089
x % de DES	-0,059	0,015	-3,98	< 0,001
x Densité des électeurs	0,040	0,026	1,57	0,117
x % d'hommes utilisant le transport en commun	0,028	0,012	2,42	0,015

Le troisième bloc de facteurs explicatifs est celui qui nous intéresse directement. Il comporte cinq variables connotant la localisation et le mode de vie. Si les effets de voisinage jouent indépendamment des attributs sociaux et des effets de circonscription, ces variables devraient montrer des coefficients significatifs. Ceci est nettement le cas de la distance du centre qui montre un coefficient positif fort. C'est aussi le cas du degré de suburbanisation dont le coefficient est lui aussi positif et significatif. Le fait que la distance et le degré de périurbanisation soient tous deux positifs et significatifs veut dire qu'à distance égale du centre les sections de vote où un pourcentage élevé des ménages possèdent une maison individuelle ont tendance à voter conservateur. Par ailleurs, aussi à distance égale, les sections où les hommes et les femmes montrent une propension à utiliser le transport en commun pour se rendre au travail ont moins tendance à voter conservateur. Par contre, la densité n'a pas d'effet



significatif indépendamment de la distance : même le signe du coefficient n'est pas celui prévu par hypothèse. En somme, nous ne pouvons rejeter l'hypothèse qui veut que la localisation et le genre de vie, indépendamment des attributs sociaux et des particularités des circonscriptions, influencent la propension à voter conservateur. Lors du processus de modélisation, nous avons calculé l'autocorrélation spatiale dans les résidus après incorporation dans le modèle des trois blocs de variables ci-haut.

Figure 5 Les circonscriptions fédérales



Celle-ci était encore forte (I de Moran = 0,320 ; $p < 0,0001$, rayon = 2500 mètres). L'inspection des cartes de distribution des résidus et des variables indépendantes suggérait une possible dérive spatiale des coefficients de régression de certaines variables des blocs 2 et 3. En d'autres termes, il n'était pas impossible que les relations entre certaines variables indépendantes et la propension à voter conservateur varient elles-mêmes d'un endroit à l'autre du territoire à l'étude, et tout particulièrement en allant du centre vers la périphérie. Une façon simple de tester cette possibilité consiste à mettre chacune des variables des blocs 2 et 3 en interaction avec la distance du centre. Cinq variables ainsi créées sont significatives et le restent lors du test du *bootstrap*. Ainsi, l'effet négatif sur le vote conservateur du pourcentage d'hommes utilisant le transport en commun pour se rendre au travail devient moins fort lorsqu'on s'éloigne

du centre. Comme il s'agit de l'utilisation du transport en commun pour se rendre au travail, il se peut que ceci soit dû aux services d'autobus express qui ne fonctionnent qu'aux heures de pointe et desservent les lointaines banlieues. Les deux variables se rapportant à l'âge ont des effets significatifs sur le vote lorsqu'elles sont mises en interaction avec la distance du centre. L'effet du groupe des 25 à 44 ans sur le vote augmente avec la distance. Ce groupe est sur-représenté dans certains quartiers centraux et dans les banlieues éloignées et sous-représenté dans les proches banlieues. Ceci suggère que ce n'est pas en elle-même une forte proportion de 25-44 ans dans un milieu qui y pousse le pourcentage du vote conservateur à la hausse, mais la combinaison entre cette proportion et la localisation loin du centre de ce milieu. En ce qui concerne les personnes de plus de 65 ans, l'effet d'interaction avec la distance est similaire : plus une section de vote est loin du centre, plus la proportion de personnes de 65 ans et plus qui y habitent montre un effet positif sur la propension à voter conservateur. Enfin, deux variables mesurant le niveau de scolarité voient également leur effet sur le vote changer avec la distance du centre. L'effet du pourcentage de diplômés universitaires devient moins négatif mais de façon à peine significative ($p = 0,089$), tandis que l'effet du pourcentage de diplômés du secondaire s'estompe avec la distance. En général, ces effets d'interaction avec la distance tendent à alimenter la thèse de la différenciation spatiale des comportements électoraux car ils suggèrent que, non seulement certains caractéristiques des sections de vote covarient dans l'espace avec les suffrages conservateurs, mais que cette covariation n'est pas la même dans les quartiers de banlieue et dans les quartiers centraux, marquant par là la différenciation en train de se creuser entre ces deux milieux. Cependant, comme la distance du centre est une variable continue, il est plus juste de parler d'une influence modératrice ou amplificatrice de la distance sous forme de gradient qui change de pente, plutôt que sous forme d'une opposition binaire entre centre et banlieue.

Modélisation du vote adéquiste

Ce deuxième modèle (tableau 3) porte sur la variation spatiale au sein de la ville de Québec du vote accordé à l'Action démocratique du Québec lors de l'élection provinciale du 14 avril 2003. Le modèle est structuré de la même façon que celui portant sur le vote conservateur. Une différence doit cependant être notée : alors qu'aux fins de l'élection fédérale, la ville était subdivisée en 978 sections de vote, lors de l'élection provinciale de 2003, elle était subdivisée en 1272 sections de vote. Ceci augmente le nombre de degrés de liberté lors des tests de signification. Par ailleurs le vote adéquiste a été, pour l'ensemble de la ville, plus faible que le vote conservateur, soit 28 % contre 40 %. La combinaison d'un vote plus faible réparti sur un plus grand nombre de sections peut augmenter la part des effets aléatoires et rendre compte du fait que le modèle adéquiste explique une part moindre de la variation spatiale du vote, avec un R^2 ajusté de 0,716. Cependant, la multicollinéarité reste acceptable, aucune variable ne montrant un indice d'inflation de la variance supérieur à 9, et l'autocorrélation spatiale (rayon de 2500 mètres) passant de 0,806 (I de Moran) dans la variable dépendante à 0,210 dans les résidus sans les variables d'interaction, et à 0,120 avec les variables d'interaction incluses dans le modèle. Enfin, les résidus suivent une distribution normale, et aléatoire par rapport aux valeurs prédites.

Considérons d'abord les effets de circonscription. Huit variables portent sur les neuf circonscriptions, celles-ci étant présentées à la figure 6. La circonscription de Tasche-reau est choisie comme circonscription de référence. Six circonscriptions montrent



des coefficients positifs significatifs, alors que deux, Jean-Talon et Louis-Hébert, affichent des coefficients non significatifs. Ceci veut dire que les effets spécifiques aux circonscriptions capables d'influencer le niveau du vote adéquiste ne différencient pas Jean-Talon et Louis-Hébert de Taschereau, alors que ces effets différencient nettement de Taschereau les six autres circonscriptions, tout spécialement Vanier et Charlesbourg, dont les coefficients sont les plus élevés (4,228 et 4,227). Ce résultat concorde avec le fait que l'ADQ a gagné l'élection complémentaire tenue dans Vanier en septembre 2004. On notera également que ces effets de circonscription différencient assez nettement celles qui longent le fleuve, où la propension à voter ADQ est moins forte, et les autres où elle est distinctement plus forte.

Tableau 3 Modélisation du vote adéquiste

N = 1272; R ² = 0,716				
Variables indépendantes	B	Erreur-type	z	P > z
Circonscription (ref : Taschereau)				
Constante	29,175	4,285	6,81	< 0,001
Charlesbourg	4,227	0,971	4,35	< 0,001
Chauveau	3,805	1,229	3,10	0,002
Jean-Lesage	2,278	0,809	2,82	0,005
Jean-Talon	-0,109	0,911	-0,12	0,905
La Peltrie	3,929	1,536	2,56	0,011
Louis-Hébert	1,925	1,221	1,58	0,115
Montmorency	3,452	1,143	3,02	0,003
Vanier	4,228	0,927	4,56	< 0,001
Attributs sociaux				
% de femmes	-0,002	0,072	-0,02	0,981
% de 25 à 44 ans	0,262	0,046	5,71	< 0,001
% de 65 ans et plus	-0,220	0,033	-6,61	< 0,001
Revenu personnel moyen	-0,082	0,041	-2,00	0,045
% de diplômés universitaires	-0,156	0,029	-5,30	< 0,001
% de DEC	0,026	0,035	0,74	0,461
% de DES	-0,053	0,039	-1,35	0,176
% d'hommes en administration publique	-0,028	0,025	-1,10	0,271
% de femmes en administration publique	-0,053	0,023	-2,31	0,021
Localisation et mode de vie				
Degré de périurbanisation	-0,632	0,384	-1,64	0,100
Densité des électeurs	0,025	0,041	0,60	0,550
Distance du centre-ville	0,557	0,109	5,09	< 0,001
% d'hommes utilisant le transport en commun	-0,036	0,027	-1,34	0,180
% de femmes utilisant le transport en commun	-0,017	0,021	-0,84	0,403
Interactions : distance du centre-ville				
x % de 25 à 44 ans	0,030	0,009	3,27	0,001
x % de 65 ans et plus	-0,018	0,008	-2,35	0,019
x % de DEC	-0,021	0,008	-2,63	0,009
x % de DES	-0,024	0,008	-2,91	0,004
x Degré de suburbanisation	-0,233	0,078	-2,99	0,003
x Densité des électeurs	0,018	0,010	1,75	0,081

En ce qui concerne les attributs sociodémographiques des sections, on note des effets significatifs marqués des deux groupes d'âge, à la hausse pour les 25-44 ans, et à la baisse pour les plus de 65 ans. Quant à la scolarité, une seule variable, le pourcentage de diplômés universitaires, exerce un effet significatif à la baisse sur le vote adéquiste. Le pourcentage de femmes qui travaillent dans l'administration publique et le revenu personnel moyen exercent aussi des effets à la baisse, mais moins prononcés. Rappelons que la variable portant sur l'administration publique inclut les trois niveaux de gouvernement, dont les employés fédéraux qui travaillent à la base militaire de Valcartier et habitent la partie nord-ouest de la ville. Une carte (qui n'est pas montrée ici) de la répartition des hommes travaillant dans l'administration publique révèle nettement leur présence. Ceci peut expliquer pourquoi le pourcentage d'hommes dans l'administration publique n'est lié ni au vote adéquiste ni au vote conservateur car cette variable peut contenir deux sous-groupes assez différents, les militaires de Valcartier et les autres fonctionnaires fédéraux, provinciaux et municipaux.

Figure 6 Les circonscriptions provinciales



Parmi les variables qui décrivent la localisation et les modes de vie, seule la distance du centre exerce un effet significatif à la hausse : plus la distance entre le centre d'une section de vote et la colline parlementaire est grande, plus la propension à voter adéquiste dans cette section est élevée. Cependant, les variables qui décrivent les modes

de vie prévalant dans les sections, soit la possession d'une maison individuelle, la densité et l'utilisation du transport en commun, n'ont pas d'effets significatifs, le coefficient des deux premières n'ayant même pas le signe attendu par hypothèse. Ceci est sans doute à rapprocher de l'effet d'âge, beaucoup plus marqué que dans le modèle conservateur. Les milieux locaux où le vote adéquiste est prononcé ne présentent pas de façon aussi nette les caractéristiques du mode de vie banlieusard que ceux où le vote conservateur est élevé. Il s'agit de sections de vote, loin du centre, où les 25-44 ans sont nombreux. Ceux-ci aspirent-ils à ce mode de vie centré sur la possession d'une maison unifamiliale et l'utilisation de la voiture privée, sans pouvoir encore y adhérer pleinement? Seules des enquêtes plus poussées permettraient de répondre à cette question.

Ici également, nous avons voulu vérifier la possibilité d'une dérive spatiale des coefficients de régression associés à certaines variables des blocs 2 et 3. Cinq variables montrent la possibilité d'une variation de leur coefficient de régression sous l'influence de la distance du centre. Ainsi, l'effet du degré de suburbanisation sur le vote adéquiste, qui est négatif, mais non significatif en solo, diminue sous l'influence de la distance du centre, ce qui nourrit l'interprétation voulant que le vote adéquiste ne réponde pas de la même façon que le vote conservateur à une forte présence locale du mode de vie périurbain. L'effet des groupes d'âge sur le vote adéquiste est également modulé par la distance du centre. Pour ce qui est des 25-44 ans, leur effet s'amplifie avec la distance alors que dans le cas des plus de 65 ans, leur effet diminue avec la distance. Ainsi, non seulement l'âge des résidents des sections influence-t-il nettement le vote adéquiste, mais la force de cette influence varie lorsqu'on s'éloigne du centre. Enfin, l'effet de la scolarité sur le vote adéquiste est lui aussi modulé par la distance du centre. Alors que seul le pourcentage de diplômés universitaires montre, en solo, un effet négatif fort sur la propension à voter adéquiste, l'effet des pourcentages ayant des diplômes d'études collégiales et secondaires ne devient significatif qu'une fois ces variables mises en interaction avec la distance. Leur effet diminue alors sous l'effet de la distance du centre.

Modélisation du vote accordé à Andrée Boucher

Le calibrage de ce troisième modèle (tableau 4) fut plus délicat que celui des deux premiers, en raison du nombre d'unités territoriales beaucoup plus faible ici ($n = 107$). Plusieurs variables ont dû être éliminées en raison de leur trop forte collinéarité et de la difficulté à construire, par analyse factorielle, des variables composites interprétables. Furent éliminés les pourcentages de ménages unifamiliaux, de maisons individuelles, de propriétaires, de 65 ans et plus, et de diplômés universitaires. Les variables qui subsistent permettent cependant de constituer un modèle solide et révélateur. La proportion expliquée par le modèle de la variation spatiale du vote accordé à Andrée Boucher est élevée ($R^2 = 0,820$). L'autocorrélation spatiale, forte dans la variable dépendante (I de Moran = 1,203, $p < 0,0001$, rayon de 4000 mètres) est éliminée complètement dans les résidus (I de Moran = -0,061, $p = 0,2258$, rayon de 4000 mètres). Toutes les variables ont des facteurs d'inflation de la variance inférieurs à 5 et les résidus sont très bien distribués.

Tableau 4 Modélisation du vote accordé à Andrée Boucher

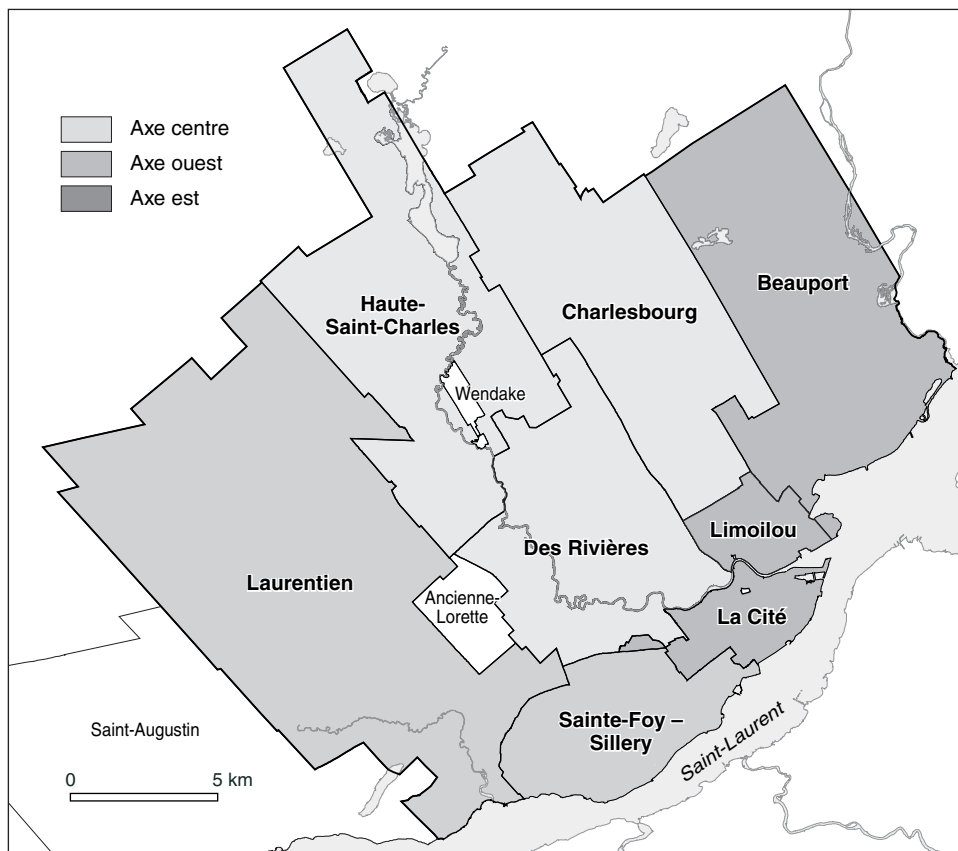
N = 107; R ² = 0,820				
Variables indépendantes	B	Erreur-type	z	P > z
Axe				
Constante	-3,000	20,523	-0,15	0,884
Axe ouest	16,100	2,374	6,78	< 0,001
Attributs sociaux				
% de femmes	1,047	0,327	3,21	0,001
% de 25 à 44 ans	-0,473	0,162	-2,93	0,003
Revenu personnel moyen	-0,384	0,156	-2,46	0,014
% de DEC	0,501	0,179	2,80	0,005
% de DES	0,919	0,203	4,53	< 0,001
% d'hommes en administration publique	-0,197	0,156	-1,26	0,208
% de femmes en administration publique	-0,068	0,204	-0,33	0,739
Localisation et mode de vie				
Densité des électeurs	-0,424	0,456	-0,93	0,353
Distance du centre-ville	0,651	0,291	2,24	0,025
% d'hommes utilisant le transport en commun	-0,234	0,183	-1,28	0,201
% de femmes utilisant le transport en commun	-0,258	0,150	-1,72	0,085
Interactions : distance du centre-ville				
x % de femmes	0,166	0,057	2,89	0,004

Dans les deux modèles précédents, nous avons spécifié des effets de circonscription qui traduisaient avant tout l'impact de la notoriété locale des candidats et des candidates. Ici, les arrondissements jouent ce rôle (figure 7). La définition d'un axe ouest comprenant les arrondissements de Sainte-Foy-Sillery et Laurentien prend en compte la grande notoriété de Andrée Boucher dans cette partie de la ville. Le coefficient associé à cet axe est très significatif ($B = 16,100$; $p < 0,0001$). En ce qui concerne les attributs sociaux, cinq variables montrent des effets significatifs. Plus le pourcentage de femmes est élevé dans une unité spatiale, plus le vote à Andrée Boucher y est prononcé. À l'inverse, plus le pourcentage de 25-44 ans est élevé, moins le vote à Andrée Boucher est prononcé. Le revenu personnel moyen des unités spatiales exerce aussi un effet à la baisse sur la propension à voter pour Andrée Boucher, tandis que les pourcentages de résidents possédant un diplôme collégial ou secondaire exercent un effet à la hausse.

Parmi les variables qualifiant la localisation et le mode de vie, une seule, la distance du centre, est assez nettement significative ($p = 0,025$). Comme prévu, son effet est positif. Une autre variable, le pourcentage de femmes se rendant au travail en transport en commun, dont le niveau de signification ($p = 0,085$) n'est pas complètement négligeable, apporte un certain appui à nos hypothèses. Enfin, une seule variable présente une interaction significative avec la distance. Le pourcentage de femmes dans les unités spatiales voit son effet sur le vote en faveur de Andrée Boucher augmenter sous l'influence de la distance du centre. En d'autres termes, le pourcentage de femmes dans les unités spatiales a un effet plus fort sur le vote pour Andrée Boucher en banlieue que dans les quartiers centraux.



Figure 7 Les arrondissements de la ville de Québec



La territorialité des comportements électoraux à Québec

Notre recherche a voulu jeter un éclairage géographique sur les comportements électoraux récents, que certains ont jugé *énigmatiques*, de la population de Québec. La propension des gens de Québec à voter à droite plus qu'ailleurs au Québec a une dimension territoriale. Cette propension varie considérablement au sein de la ville que ce soit au niveau fédéral, au niveau provincial ou au niveau municipal. Le lieu de résidence compte parmi les facteurs qui expliquent les orientations politiques, indépendamment des attributs sociodémographiques des personnes. En d'autres termes, le vote s'explique en partie par des effets de voisinage. De façon très nette, les quartiers de banlieue votent plus à droite que les quartiers centraux. En cela Québec n'est pas unique. Des études menées au Canada anglais, aux États-Unis et en Grande-Bretagne montrent la même tendance.

Des tentatives d'explication de cette polarisation spatiale du vote au sein des agglomérations urbaines font appel à une série de facteurs capables de produire des effets de voisinage dans les comportements électoraux. Les principaux facteurs évoqués dans la littérature renvoient à des processus interreliés tels que les échanges entre voisins

qui produisent des *conversions par conversations*, la sélection géographique : « qui se ressemble s'assemble », les choix similaires de consommation au niveau surtout du logement et des transports, et un certain conditionnement psychosocial associé aux formes de la vie locale. Sans prendre en compte complètement ces facteurs, nous avons construit des modèles multivariés qui les évoquent et visent à isoler les effets de voisinage dans les comportements électoraux à Québec lors des dernières élections fédérale, provinciale et municipale.

Nous constatons d'abord qu'il y a, au niveau des sections de vote, des associations spatiales assez fortes entre le vote fédéral conservateur et le vote provincial adéquiste, moyennement fortes entre le vote fédéral conservateur et le vote municipal pour Andrée Boucher, et moins fortes entre le vote adéquiste et le vote pour Andrée Boucher. Nous identifions ensuite quatre blocs de variables susceptibles d'expliquer les variations spatiales de ces trois votes. Deux blocs sont composés de variables-contrôles : les effets spécifiques aux circonscriptions électorales et les attributs sociodémographiques des sections de vote. Deux autres blocs nous intéressent directement : les variables associées à la localisation des sections et à leurs modes de vie, ainsi que celles dont l'effet sur le vote varie avec la distance du centre.

Considérons d'abord les similitudes entre les trois modèles. Deux variables, l'une sociale, l'autre spatiale, ont des effets très semblables dans le modèle fédéral, le modèle provincial et le modèle municipal. La variable sociale est le niveau de scolarité qui caractérise les sections de vote. De façon très nette, plus ce niveau est élevé, moins le pourcentage de vote à droite est prononcé, que ce soit au niveau fédéral, au niveau provincial ou au niveau municipal. La variable spatiale est la distance entre la colline parlementaire et chaque section de vote (ou unité spatiale dans le cas du municipal). Très systématiquement, plus une section de vote est éloignée du centre, plus le pourcentage du vote à droite a tendance à y être élevé. Il est important de noter que cet effet de la distance, comme d'ailleurs l'effet de la scolarité, est obtenu lorsque les contributions de toutes les autres variables incluses dans les modèles sont maintenues constantes. En d'autres termes, tout se passe comme si les effets de voisinage s'exprimaient sur le vote sous la forme d'un gradient centre-périphérie. Ceci constitue à nos yeux la principale vérification de l'existence de ces effets de voisinage, d'autant plus que l'impact de la scolarité sur le vote conservateur et le vote adéquiste est lui-même modulé par la distance du centre, ce qui peut être vu comme une forme prononcée de différenciation spatiale entre les quartiers du centre et ceux de la banlieue.

Au-delà des effets généraux de la scolarité et de la localisation, des différences appréciables existent entre les trois modèles. Une première différence porte sur les effets plus nuancés de la scolarité. Dans le modèle conservateur, le pourcentage de diplômés universitaires et collégiaux exerce un effet négatif sur le vote et le pourcentage de diplômés du secondaire exerce un effet positif, ces liens devenant plus prononcés avec la distance du centre, alors que, dans le modèle adéquiste, les pourcentages de diplômés du collégial et du secondaire exercent un effet qui diminue avec la distance du centre, et que dans le modèle du vote pour Andrée Boucher, ces pourcentages exercent un effet positif homogène pour l'ensemble du territoire. À ces différences entre les trois modèles, quant aux effets de la scolarité, s'ajoutent d'autres divergences ayant trait, cette fois, au revenu. Alors que l'impact du revenu personnel moyen des milieux locaux sur le vote conservateur est positif, nous notons qu'il est négatif sur

le vote adéquiste et sur le vote pour Andrée Boucher, quoique de façon moins forte. L'opposition entre les secteurs public et privé, très présente dans les débats sociaux et politiques à Québec, est mesurée ici, à l'échelle des milieux locaux, par les pourcentages d'hommes et de femmes ayant un emploi dans l'administration publique. Seul le pourcentage de femmes exerce un effet significatif : plus ce pourcentage est élevé, moins le pourcentage du vote aux conservateurs et aux adéquistes est prononcé.

Une autre différence entre les modèles concerne le mode de vie périurbain qui varie d'une section de vote à l'autre de façon autonome par rapport à la distance du centre. Ce mode est très présent lorsqu'une forte proportion de résidents possèdent une maison individuelle et n'utilisent pratiquement pas le transport en commun. Dans ces cas, la propension à voter conservateur est forte et la propension à voter adéquiste n'est pas significative, du moins au plan statistique. Quant au vote pour Andrée Boucher, il serait affecté négativement, de façon faible, par une seule variable qualifiant les modes de vie, soit la présence de femmes utilisant le transport en commun pour aller au travail.

À la suite de cette analyse, il serait tentant de conclure par le syllogisme suivant : à Québec, les banlieues votent à droite. Or les banlieues prennent de l'expansion. Donc le vote de droite ira en s'accroissant. Au moins deux raisons nous gardent contre une telle conclusion. Premièrement, même si les élections analysées n'ont pas eu lieu en même temps, nos modèles portent sur une réalité observée de façon transversale plutôt que longitudinale. Il serait pour le moins hasardeux de procéder à des inférences intertemporelles à partir d'analyses synchroniques. Deuxièmement, l'expansion des banlieues à Québec est beaucoup moins vigoureuse depuis une dizaine d'années. En fait, La Cité est l'arrondissement qui a connu la meilleure croissance entre les deux derniers recensements dont les résultats détaillés sont connus, soit ceux de 1996 et de 2001. Il n'y a certes pas remise en question du mode de vie périurbain. Cependant, nous notons une diversification des modes de vie et une densification de certaines zones de banlieue, surtout celles localisées au sein des grands axes urbains, en tout premier lieu celui de Sainte-Foy, avec les développements de Pointe-Sainte-Foy. Le gradient électoral centre-périphérie observé à Québec est déjà fortement modulé selon les axes d'urbanisation. Il risque de l'être encore davantage à l'avenir, sous l'effet d'une territorialité des comportements politiques qui se complexifie.

Remerciements

Les auteurs remercient Élections Canada, Élections Québec et le greffe de la Ville de Québec pour avoir mis des résultats électoraux à leur disposition. Ils remercient également le Conseil de recherche en sciences humaines du Canada et le Fonds québécois pour la recherche sur la société et la culture pour leur appui financier.

Bibliographie

- BELLEY, Serge (2003) L'élection municipale de 2001 à Québec: l'«interventionnisme municipal» de la ville centre contre le «populisme fiscal» des banlieues. *Recherches sociographiques*, vol. 44, n° 2, pp. 217-238.
- BOUDON, Raymond (1970) *L'analyse mathématique des faits sociaux*. Paris, Plon.
- BURBANK, Matthew J. (1995) The Psychological Basis of Contextual Effects, *Political Geography*, vol. 14, n° 6-7, pp. 621-635.
- COX, Kevin R. (1969) The Voting Decision in a Spatial Context. *Progress in Geography*, vol. 1, n° 1, pp. 8-117.
- FERRON, Madeleine (1982) *Les Beaucerons, ces insoumis*. Montréal, Hurtubise HMH.
- FOTHERINGHAM, Stewart A. (1997) Trends in Quantitative Methods I: Stressing the Local. *Progress in Human Geography*, vol. 21, n° 1, pp. 88-96.
- GAGNÉ, Gilles et LANGLOIS, Simon (2005) Les jeunes appuient la souveraineté et les souverainistes le demeurent en vieillissant. Dans Michel Venne et Antoine Robitaille (dir.) *L'Annuaire du Québec 2006*, Montréal, Fides, pp. 440-456.
- GIDENGIL, Elizabeth, HENNIGAR, Matthew, BLAIS, André, NEVITTE, Neil (2005) Explaining the Gender Gap in Support for the New Right: The Case of Canada. *Comparative Political Studies*, vol. 38, n° 10, pp. 1171-1195.
- JACCARD, James, TURRISI, Robert et CHOI, Wan K. (1990) *Interaction Effects in Multiple Regression*. Newbury Park (Cal.) Sage Publications.
- JODOIN, Yvon, VILLENEUVE, Paul et THÉRIAULT, Marius (2007) *Le vote à Québec a-t-il une dimension géographique? Une analyse spatiale des comportements électoraux récents dans la Capitale*. Québec, Université Laval, Centre de recherche en aménagement et développement. [En ligne]. <http://www.crad.ulaval.ca/annonces.asp#modElectoriale>
- JOHNSTON, Ron, JONES, Kelvyn, SARKER, Rebecca, PROPPER, Carol, BURGESS, Simon et BOLSTER, Anne (2004) Party Support and the Neighbourhood Effect: Spatial Polarisation of the British Electorate, 1991-2001. *Political Geography*, vol. 23, n° 4, pp. 367-402.
- LANGLOIS, Simon (2006) L'énigme de Québec n'est pas nouvelle: un réflexe conservateur ou plutôt politique? *Le Soleil*, vendredi 27 janvier, p. 15.
- LEMIEUX, Michel (2006) Deux villes, la haute et la basse ville. Les Arthuriens exclus et les Jeff revendicateurs. *Le Soleil*, mardi 26 décembre, p. 31.
- LEMIEUX, Michel (2006) Deux villes, la haute et la basse ville. Les médias de Montréal déboulonnent Fillion. *Le Soleil*, mercredi 27 décembre, p. 27.
- LEMIEUX, Michel (2006) L'énigme Québec ou le sentiment d'aliénation. *Le Soleil*, jeudi 28 décembre, p. 21.
- LEY, David (1994) Gentrification and the Politics of the New Middle Class. *Environment and Planning D: Society and Space*, vol. 12, n° 1, pp. 53-74.
- PELLETIER, Réjean (2006) L'énigme de Québec: plusieurs facteurs peuvent expliquer les choix des électeurs de la capitale, *Le Soleil*, jeudi, 26 janvier, p. 15.
- PROVENCHER, Jean (1969) *J.-Ernest Grégoire, quatre années de vie politique*. Québec, Université Laval, thèse non publiée.
- ST-HILAIRE, Marc et MARCOUX, Richard (2001) Le ralentissement démographique. Dans Serge Courville et Robert Garon (dir.) *Québec, ville et capitale*, Sainte-Foy, Presses de l'Université Laval, pp. 172-179.
- WALKS, R. Alan (2004) Place of Residence, Party Preferences and Political Attitudes in Canadian Cities and Suburbs. *Journal of Urban Affairs*, vol. 26, n° 3, pp. 269-295.
- WALKS, R. Alan (2006) The Causes of City-Suburban Political Polarization? A Canadian Case Study. *Annals of the Association of American Geographers*, vol. 96, n° 2, pp. 390-414.

